

Substitutions, rendements d'utilisation et évaluation de la consommation d'énergie

Substitution, use efficiency and evaluation of energy consumption

Jacques Girod

Volume 53, numéro 4, octobre–décembre 1977

L'économie des ressources naturelles

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800749ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800749ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Girod, J. (1977). Substitutions, rendements d'utilisation et évaluation de la consommation d'énergie. *L'Actualité économique*, 53(4), 610–633.
<https://doi.org/10.7202/800749ar>

Résumé de l'article

Use efficiency of the various forms of energy are essential parameters in the determination of useful energy consumption. Some authors (Adams and Miovic) have attempted to determine these by using econometric models instead of direct, and essentially technical, measurement. The paper presents this last method and insists on the fact that a correct determination of use efficiency requires that we distinguish between fossil fuels and electricity. Some results concerning the rate of substitution between the different forms of energy are provided.

SUBSTITUTIONS, RENDEMENTS D'UTILISATION ET ÉVALUATION DE LA CONSOMMATION D'ÉNERGIE *

Les substitutions inter-énergétiques constituent une dimension essentielle de la croissance économique. Elles sont cependant encore mal connues, dans leur genèse comme dans leurs conséquences ultimes. Un aspect de cette méconnaissance, et non le moindre, a probablement une origine méthodologique. De longue date, en effet, on construit des bilans et des séries chronologiques agrégeant toutes les sources d'énergie. Cette opération s'effectue en convertissant les diverses énergies (houille, produits pétroliers, gaz naturel, électricité primaire) sur la base de leur pouvoir calorifique mesuré en laboratoire¹. Le commun dénominateur de toutes les sources d'énergie est donc une unité physique de chaleur (kilocalorie ou *British Thermal Unit*, par exemple). En dépit de difficultés spécifiques², le principe même d'une comptabilisation de la consommation globale d'énergie sur la base de ce système d'équivalence n'a jamais été vraiment critiqué. Jusqu'à une date récente, nul n'avait explicité l'hypothèse sous-jacente à cette évaluation, à savoir la constance de l'efficacité globale des utilisations de l'énergie dans une économie donnée.

C'est à F.G. Adams et P. Miovic que revient le mérite d'avoir soulevé le problème et d'avoir proposé de le résoudre par une méthode économétrique qui sera exposée plus loin³. Leur point de départ est une constatation qu'ils jugent paradoxale : dans la plupart des pays industrialisés, l'élasticité de la consommation d'énergie par rapport au produit national brut est inférieure à l'unité⁴. Or, la croissance économique telle que nous la connaissons paraît de plus en plus intensive en

1. D'où les notions de pouvoir calorifique supérieur (PCS) et pouvoir calorifique inférieur (PCI).

2. Concernant notamment la conversion de l'électricité primaire (hydraulique ou nucléaire).

3. Cf. On relative fuel efficiency and the output elasticity of energy consumption in Western Europe. *The journal of industrial economics*, vol. XVI, 1968-1969, pp. 41-56.

4. Soit $\Delta QE/QE/\Delta G/G$ si E est la consommation d'énergie et G le produit national brut. On le dénommera par la suite coefficient énergétique.

énergie. Est-ce une illusion ou faut-il imputer la mesure de la consommation d'énergie et donc aussi le calcul de son taux de croissance ? Adams et Miovic ont choisi cette dernière hypothèse comme étant la plus probable. Plus précisément, ils avancent l'hypothèse explicative suivante : au cours d'une période de substitution rapide des hydrocarbures à la houille (ce qui est bien le cas), le parc des appareils d'utilisation s'est transformé rapidement et a vu s'élever son efficacité⁵. La croissance de la consommation d'énergie utile a donc pu être plus rapide que la croissance de la consommation observée et mesurée.

D'autres auteurs ont repris et prolongé les hypothèses d'Adams et Miovic. Dans deux articles (entre autres), L.G. Brookes nous livre le résultat de ses travaux qui consistent à vérifier que le coefficient énergétique (élasticité au PNB) réel, c'est-à-dire calculé en termes de consommation utile, tend vers l'unité en décroissant à partir de valeurs élevées au lieu de le faire en croissant à partir de valeurs faibles⁶. La vérification qu'il effectue sur un échantillon de 22 pays et sur la période 1950-65 est apparemment satisfaisante. L'évolution du coefficient énergétique au cours de ces 16 années peut être ajustée par une courbe asymptotique tendant vers 1. Par ailleurs, un parallélisme presque parfait se dégage d'une comparaison de cet ajustement obtenu à partir de coupes instantanées (cross-section) avec les chroniques que les coefficients d'Adams et Miovic permettent de calculer pour le Royaume-Uni et les Etats-Unis.

P. Romain qui étudiait, dans le cadre de l'Institut Economique et Juridique de l'Energie, les méthodes de prévision de la consommation d'énergie est le premier à avoir souligné, en France, l'importance des conclusions d'Adams, Miovic et Brookes et à voir si elles étaient vérifiées. Il a donc lancé en 1973 un premier programme de recherche dont le but était de tester la validité des résultats qui viennent d'être évoqués. Ses conclusions étaient les suivantes :

- le passage d'une évaluation en termes de consommation apparente à une évaluation en termes de consommation utile est indispensable pour estimer correctement la croissance énergétique ;
- mais la façon dont le problème a été posé et la méthode qui a été mise en œuvre pour le traiter ne semblent pas satisfaisantes.

Depuis, un programme plus ambitieux a été mené à bien⁷. Il se propose d'évaluer la croissance de la consommation d'énergie utile, donc de mesurer le biais introduit par les évaluations habituelles. La vérification des hypothèses a été recherchée à trois niveaux : la consommation industrielle d'énergie des pays de l'OCDE, de la France et de

5. C'est-à-dire la quantité d'énergie utile tirée d'une certaine quantité d'énergie appelée (primaire ou secondaire).

6. Cf. [2], [3].

7. Grâce à une action thématique programmée du CNRS. Outre l'auteur de cet article, P. Romain et P. Godoy y ont pris une part active.

quelques branches d'industries grosses consommatrices d'énergie. Dans ce qui suit, nous n'évoquerons que la première approche et nous montrerons que la direction suivie par Adams, Miovic et Brookes est critiquable sur plusieurs points, surtout dans la confiance exagérée qu'ils accordent aux « coefficients d'efficiencia relative » obtenus.

1. LE MODÈLE DE DÉTERMINATION DES COEFFICIENTS D'EFFICIENCIA
RELATIVE POUR LE CHARBON, LE GAZ, LE PÉTROLE ET L'ÉLECTRICITÉ

Si on désigne par CHa , GZa , PEa et ELa (terme générique QA_i) les consommations finales apparentes de charbon, de gaz, de pétrole et d'électricité, chaque forme d'énergie étant mesurée en unités spécifiques (tec, tcal, tep, kWh), l'agrégat énergétique habituellement défini est :

$$QE = \sum_i H_i \cdot QA_i$$

où H_i est le coefficient d'équivalence calorifique de l'énergie i . En général, on adopte la tonne-équivalent-charbon (tec) comme mesure commune, de telle sorte que $H_c = 1$, $H_g = 1.3$, $H_p = 1.4$, $H_e = 0.123 \cdot 10^{-3}$ ⁸. Ces multiplications des QA_i par les coefficients H_i définissent les consommations des QE_i mesurées dans la même unité :

$$\begin{aligned} QE_i &= H_i \cdot QA_i \\ \text{et } QE &= \sum_i QE_i \\ &= CH + GZ + PE + EL \end{aligned}$$

Les quantités CH , GZ , PE et EL (terme générique QE_i) représenteront dorénavant, respectivement, les consommations apparentes de charbon, de gaz, de pétrole et d'électricité, toutes ces consommations étant exprimées en tec.

En raison des substitutions entre formes d'énergie, la composition de l'agrégat QE évolue au cours des années, en même temps que son volume s'accroît. Comme on l'a mentionné précédemment, ce jeu des substitutions peut minorer de façon importante les quantités *effectivement* utilisées dans les installations énergétiques et l'évolution dans le temps de ces quantités peut faire apparaître un écart de plus en plus grand avec les consommations d'énergie apparente. Le remplacement constaté dans de nombreux pays des formes d'énergie à bas contenu

8. Ces coefficients sont évidemment des moyennes. Ils varient selon les « qualités » des différentes sortes de gaz et de pétrole. Pour l'électricité, on doit en outre bien spécifier s'il s'agit d'un coefficient d'équivalence entre formes d'énergie secondaire ou si on tient compte du rendement de transformation des centrales électriques. Toutes ces difficultés de détermination des coefficients d'équivalence sont bien connues, et on ne fait ici que les mentionner.

calorifique (essentiellement le charbon et les gaz dérivés) par des formes d'énergie à haut contenu (gaz naturel, pétrole, électricité) peut réduire l'intérêt de QE comme agrégat énergétique. Il faut trouver un autre agrégat qui ait la propriété d'être *invariant* aux proportions des diverses formes d'énergie dans la consommation totale. Adams et Miovic proposent alors de tenir compte, contrairement à ce qui est fait dans la construction de QE , des « efficiences relatives d'utilisation » : la contribution effective de chaque forme d'énergie dans ce nouvel agrégat n'est plus QE_i mais le produit $R_i \cdot QE_i$, les R_i étant précisément ces *coefficients d'efficience*. On définit alors l'agrégat QU :

$$QU = \sum_i R_i \cdot QE_i$$

Quoique Adams et Miovic contestent cette appellation, on peut considérer QU comme une mesure de *l'énergie utile*, les R_i ayant la signification de *rendements d'utilisation moyens* des diverses installations énergétiques alimentées par la forme d'énergie i . Les R_i sont des coefficients à déterminer. On dispose sur eux de quelques informations a priori, en particulier la valeur des rendements thermiques calculée par des mesures physiques et donnée par les constructeurs de gros équipements (chaudières, fours, moteurs, etc.). Ces valeurs sont souvent des valeurs théoriques établies dans des conditions d'expérimentation ou de fonctionnement très précis ; de plus, elles ne tiennent pas compte des variations avec l'âge, avec la qualité et l'intensité des entretiens, avec les ruptures de charge, avec la fréquence des démarrages... On peut alors penser qu'une approche globale consistant à lier les consommations énergétiques, considérées comme des inputs dans des processus ou dans des installations, à un indicateur du volume de la production (l'output) donne des estimations plus satisfaisantes, peut-être même plus précises, des rendements moyens R_i . C'est dans ce but qu'A & M ont construit leur modèle de production.

1.1. La formalisation du modèle d'Adams et Miovic

On se place dans le cadre du secteur industriel d'un pays, assurant un volume de production V (mesuré en unités monétaires) à l'aide d'une combinaison d'inputs : capital K , travail L et énergie QU . La fonction de production est de la forme :

$$V = F(K, L, QU)$$

Une première hypothèse est de supposer que l'agrégat énergétique est séparable des autres inputs, intervient de façon multiplicative dans la fonction de production, et avec un exposant égal à l'unité :

$$V = h \cdot QU \cdot f(K, L)$$

Une seconde hypothèse est de supposer que les valeurs des coefficients R_i de l'agrégat QU sont indépendantes de la combinaison adoptée pour les facteurs capital et travail ; plus exactement, les modifications intervenant dans cette combinaison affectent toutes les formes d'énergie de la même façon par le biais d'un coefficient de proportionnalité constant k :

$$V = k \cdot QU$$

avec $k = h \cdot f(K, L)$

A beaucoup d'égards, on pourrait critiquer cette seconde hypothèse : la forme de la liaison entre K , L et QU est certainement plus complexe⁹, les rôles respectifs de K et L peuvent varier assez sensiblement selon qu'on considère l'énergie thermique ou l'énergie mécanique, la linéarité de la liaison entre V et QU n'a guère plus de chance d'être confirmée que celle entre V et QE ... Mais ce sont de telles simplifications qui conditionnent le caractère opératoire de la formalisation : en introduisant K et L , on gagne en validité de la représentation mais on tombe rapidement dans des difficultés insurmontables dans l'estimation des R_i . Au contraire, en négligeant l'incidence directe de K et L , on parvient à un modèle linéaire entre la production V et les consommations QE_i :

$$\begin{aligned} V &= k \cdot \sum_i R_i \cdot QE_i \\ &= \sum_i A_i \cdot QE_i \quad \text{si } A_i = k \cdot R_i \end{aligned}$$

Connaissant les observations (V, QE_i) , on déduit par ajustement statistique les coefficients A_i et, de là, les R_i :

$$R_i / R_j = A_i / A_j$$

On le voit, puisque k ne peut pas être estimé directement, on ne calcule que des efficiences *relatives*, la forme d'énergie j étant prise comme référence pour toutes les formes d'énergie i . En revenant aux notations explicites des quatre formes d'énergie, on obtient le modèle de production étudié par A & M :

$$V = A_e \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE + A_e \cdot EL + \varepsilon$$

ε étant une variable aléatoire satisfaisant les hypothèses traditionnelles dans les calculs de régression.

9. Cf. tous les développements actuels sur les fonctions de production et de coût Klem (fonctions translog, addilog...) (Berndt et Wood, Jorgenson).

1.2. Les données numériques utilisées pour la résolution du modèle

Le modèle précédent a été résolu en combinant les observations temporelles et en coupe. On connaît :

- pour sept pays ou groupes de pays : France, Allemagne, Italie, Belgique, Pays-Bas, Grande-Bretagne, reste des pays européens de l'OCDE,
- pour 13 années : 1950-1962,

les consommations finales énergétiques de chaque secteur industriel¹⁰ et le volume de la production V mesurée en dollar US 1953.

En raison d'une collinéarité évidente entre charbon et gaz (essentiellement des gaz dérivés dans la période considérée), ces deux combustibles ont été agrégés en un seul, noté *CHGZ*. Le modèle simplifié s'écrit alors :

$$V_{jt} = A_z \cdot CHGZ_{jt} + A_p \cdot PE_{jt} + A_e \cdot EL_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad \begin{matrix} j = 1 \dots 7 \\ t = 1 \dots 13 \end{matrix}$$

Si *CHGZ* constitue la forme d'énergie de référence, on a deux coefficients d'efficacité relative ou coefficients moyens d'utilisation :

$$S_p = A_p / A_z \text{ et } S_e = A_e / A_z$$

1.3. La méthode d'estimation des coefficients A_i

Comme il est habituel dans ce genre d'étude, on profite de la double dimension des observations pour surimposer à la loi sous-jacente du modèle un effet spécifique propre aux pays et un effet spécifique propre aux années. Ces effets sont supposés additifs et traduisent une variabilité dans les observations qui n'est pas attribuable à l'une ou l'autre des variables exogènes. On peut ajouter également un terme d'interaction pays-année. Tous ces effets sont introduits dans la régression à l'aide de variables muettes dont les coefficients sont des termes constants : les constantes spécifiques pour chaque pays et chaque année. Le modèle précédent prend alors la forme d'un modèle statistique de covariance :

$$V_{jt} = \sum_{i=1}^3 A_i \cdot QE_{ijt} + \sum_{j'=1}^7 P_{j'} \cdot PY_{j'} + \sum_{t'=1}^{13} T_{t'} \cdot AN_{t'} + \sum_{j'} \sum_{t'} I_{j't'} \cdot X_{j't'} + \varepsilon_{jt}$$

où : $PY_{j'} = 1$ si $j = j'$
 $\quad \quad = 0$ sinon (idem pour $AN_{t'}$ et $X_{j't'}$)

10. Il semble que la sidérurgie et le bâtiment soient inclus dans le secteur, ce qui soulève quelques problèmes d'homogénéité puisque la sidérurgie a un contenu énergétique, relativement à la valeur de la production, nettement plus élevé que les autres branches, et que le bâtiment a une spécificité assez forte.

Les deux dernières sommations de l'équation précédente sont appelées par A & M les « *time trend variables* »¹¹.

Les estimations des coefficients A_i ont été obtenues par quatre séries d'itérations :

- I. Sans variables muettes ($P_j = T_t = I_{jt} = 0$) : la double dimension jt des observations ne joue aucun rôle et toutes les données sont confondues en un seul ensemble.
 - II. Avec une variable muette pour chaque pays ($P_j \neq 0$) mais aucun effet-temps ($I_t = I_{jt} = 0$).
 - III. L'effet-temps est considéré mais $P_j = 0$ pour tout j .
 - IV. L'effet-pays et l'effet-temps sont considérés simultanément.
- 1.4. *Les résultats des estimations*

Ces résultats sont présentés dans le tableau 1.

TABLEAU 1

COEFFICIENTS DE RÉGRESSION A_z, A_p, A_e ET EFFICIENCES RELATIVES S_p ET S_e
DU PÉTROLE ET DE L'ÉLECTRICITÉ RELATIVEMENT À L'ENSEMBLE CHARBON ET GAZ

	A_z	A_p	A_e	S_p	S_e
I	0.3080	0.7637	0.8418	2.5	2.7
II	0.2176	0.3422	2.1608	1.6	9.9
III	0.2396	0.6453	1.0681	2.7	4.5
IV	0.1168	0.1955	1.6672	1.7	14.3

Devant ce tableau de résultats, voici les commentaires d'A & M.

— Dans les régressions I, où on mélange les effets relatifs aux coupes et aux séries, on suppose implicitement que les changements dans les structures de consommation durant la période considérée sont équivalents aux différences qu'on constate entre les pays en une année donnée. Cette supposition n'est pas très correcte puisqu'on confond des effets de court terme (variations du cycle économique, ajustement progressif vers des positions d'équilibre par le biais des substitutions entre formes d'énergie) et des effets de long terme (atténuation des écarts structurels dans les économies des différents pays).

— Dans les régressions II, l'accent est mis sur les variations temporelles à l'intérieur des pays, la variabilité entre pays ayant été retranchée

11. Cette équation n'est pas mentionnée dans l'étude d'A & M ; elle n'est écrite ici qu'en fonction des indications du texte. Elle peut donc ne pas être exactement celle utilisée pour l'estimation des coefficients. Cette lacune est regrettable puisque manque une information essentielle concernant la procédure d'estimation. Les possibilités de vérification des résultats et de transposition à d'autres ensembles de données s'en trouvent limitées.

par l'intermédiaire des variables-pays. Les coefficients subissent essentiellement des effets de court terme, par exemple les variations des prix relatifs. Comme dans la plupart des pays, le pétrole s'est substitué massivement au charbon, la procédure d'ajustement peut conduire à majorer le coefficient du charbon, A_c , et à minorer celui du pétrole, A_p .

— Dans les régressions III, on a la situation inverse du cas II. La variabilité dans le temps ayant été retranchée, les coefficients A_i traduisent l'influence des modifications de long terme dans les structures de consommation, l'hypothèse de base (assez contestable, cf. infra) étant que tous les pays ont un niveau de développement technologique identique.

— Dans les régressions IV, on s'intéresse à la variabilité entre les observations quand la variabilité entre pays et la variabilité entre les années ont été retranchées.

On reviendra plus loin sur le degré de signification qu'on peut attribuer à ces quatre séries de régression. Pour l'instant, terminons la présentation du modèle et de ses résultats par quelques-unes des conclusions tirées par les auteurs eux-mêmes.

— Les coefficients A_z , A_p , A_e diffèrent assez nettement selon la méthode d'estimation. Il en découle que les efficiences relatives S_p et S_e enregistrent de gros écarts du cas I au cas IV. Les deux ensembles les plus proches sont les cas I et III.

— Ces coefficients ne sont d'ailleurs pas comparables entre eux puisque le coefficient k liant V à QU n'est pas nécessairement le même dans tous les cas.

— Sur la base de justification de type économique (place de l'industrie lourde, grosse consommatrice de charbon et de gaz dérivés, dans le secteur industriel de la plupart des pays, plus grande sensibilité du charbon et du pétrole aux variations de la conjoncture économique, nature des équipements utilisant l'électricité) et pour quelques raisons d'ordre statistique, ce sont en définitive les coefficients obtenus dans le cas III qui sont retenus comme les estimations les plus satisfaisantes, soit $S_p = 2.7$, $S_e = 4.5$.

A partir de ces coefficients, on calcule une valeur estimée de QU , soit $Q\hat{U}$, valeur qu'on compare à la production industrielle et à la production intérieure brute en vue d'en déduire des coefficients d'élasticité. On s'aperçoit que le fait de retenir des rendements d'utilisation R_i différents de l'unité, c'est-à-dire d'utiliser comme agrégat QU au lieu de QE , augmente sensiblement la valeur des élasticités. D'inférieures à 1 pour QE , elles deviennent significativement supérieures à 1 avec QU . Si on n'y prend garde, l'évolution de l'élasticité dans l'intervalle 0-1 peut apparaître comme un processus inéluctable, alors qu'une mesure des consommations énergétiques utiles, invariantes aux parts du marché, montre que ce phénomène est en fait illusoire.

2. UN ENSEMBLE DE CRITIQUES DE LA MÉTHODE ADOPTÉE PAR ADAMS ET MIOVIC

Les critiques adressées à A & M au sujet de l'évaluation des rendements moyens d'utilisation concernent aussi bien la formalisation du modèle que les techniques d'estimation, ces deux aspects n'étant bien sûr pas indépendants. Soulignons dès l'abord qu'elles ne sont pas faites à priori, après une lecture même approfondie de l'article incriminé, mais qu'elles sont le fruit d'une longue période d'essais cherchant à vérifier les résultats et à appliquer la méthode à des ensembles de données plus vastes et à des observations plus récentes. Au lieu de statistiques limitées à sept pays et à treize années, on a en effet considéré un échantillon de plus grandes dimensions : 18 pays (les 9 pays de la CEE, les USA, le Canada, le Japon, les pays nordiques, l'Autriche) et 19 années, soit 1955-73. L'objectif recherché est de voir dans quelle mesure les résultats séduisants adoptés par A & M sont confirmés avec un ensemble de données plus vaste et, si oui, s'il est possible d'obtenir un ensemble de données plus vastes et, si oui, s'il est possible d'obtenir des estimations des rendements plus satisfaisantes. Cette vérification se révélant en général négative, on a été conduit à creuser davantage le problème et à examiner les raisons pour lesquelles la concordance n'était pas obtenue. Le résultat de cette confrontation apparaît dans la liste des critiques qu'on développera dans cette deuxième partie et dans un ensemble de propositions visant à améliorer la validité et la fiabilité de la méthode.

Un point de départ de la critique peut être trouvé dans les valeurs obtenues pour les coefficients A_i et les rendements S_p et S_e à l'aide des quatre techniques d'estimation I à IV. Ces résultats, les auteurs ne le soulignent vraiment pas assez, doivent être adoptés avec beaucoup de circonspection. Ils sont en effet très instables, même s'ils sont statiquement significatifs, et ils sont difficilement utilisables pour d'autres applications, par exemple la détermination de coefficient d'élasticité entre la consommation d'énergie et la production. Au moins, ils ont besoin d'être confirmés par toute une série d'itérations et de tests. L'expérience acquise dans le problème montre que les choses sont loin d'être aussi simples que le supposent A & M. Quand on y regarde de près, on s'aperçoit qu'il faut faire plusieurs distinctions selon les formes d'énergie, selon les pays, selon les années, qu'il faut effectuer certains groupements permettant aux phénomènes d'être clairement mis en évidence ; qu'il faut, enfin, ne pas accorder une confiance trop grande aux variables muettes pour mettre à jour des effets-pays et des effets-années véritablement explicatifs et significatifs.

Cette première liste de remarques ordonne l'inventaire des points faibles de la méthode suivie par A & M. Dans une première partie, on

examinera les techniques d'estimation en montrant que les estimateurs ont des propriétés statistiques de faible qualité. On s'attachera ensuite à la méthode et à la formalisation proprement dite, et on développera un certain nombre de pistes qui, à notre avis, pourraient renforcer la validité du modèle et, par contrecoup, fournir des estimations plus précises des rendements moyens d'utilisation.

3. LES TECHNIQUES D'ESTIMATION

3.1. La variance des rendements S_p et S_e

Cette question de la variance des rendements S_p et S_e n'est pas à mettre spécialement au passif des techniques d'estimation utilisées. Elle est cependant intéressante à examiner pour se rendre compte du degré d'incertitude attachée à ces rendements.

Le grand handicap naît du fait que les S sont calculés à partir de rapports de coefficients A_i . On a, par exemple $S_e = A_e / A_z$ et la variance de S_e est une fonction des variances de A_e et A_z . L'expression exacte de $V(S_e)$ est difficile à obtenir et on doit se contenter d'un développement limité, établi dans un voisinage autour de la vraie valeur des coefficients A_e et A_z . Si on désigne par $V(A_e)$ et par $V(A_z)$, les variances de A_e et A_z , on démontre qu'une bonne approximation de $V(S_e)$ est donnée par l'expression :

$$V(S_e) \simeq \left(\frac{A_e}{A_z}\right)^2 \left(\frac{V(A_e)}{A_e^2} + \frac{V(A_z)}{A_z^2} \right)$$

Application : calculons $V(S_e)$ pour les estimations A_z , A_p et S_e obtenues dans le cas I et plaçons-nous dans une situation favorable où les écarts-types de A_z et A_e sont respectivement égaux à 0.1 et 0.2¹². On a :

$$\begin{array}{lll} A_z = 0.3080 & A_e = 0.8418 & S_e = 2.7 \\ V(A_z) = 0.01 & V(A_e) = 0.04 & \end{array}$$

On obtient $V(S_e) = 1.21$. L'écart-type de S_e est ainsi égal à 1.1 et un intervalle de deux écarts-types en deçà et au-delà de l'estimation obtenue est :

$$0.5 \leq S_e \leq 4.9$$

Ce calcul, même s'il est approximatif et part d'hypothèses sur les écarts-types de A_z et A_e , suffit à souligner l'étendue de la plage de variation possible du rendement S_e . On remarque d'ailleurs que ce même rendement, obtenu par la régression III (4.5), se situe à l'intérieur de cet

12. Ces écarts-types ne sont pas donnés par A & M. On les choisit ici suffisamment petits pour que les estimations de A_z et A_e restent significatives au seuil de 5%.

intervalle, ce qui pourrait suggérer, en conformité d'ailleurs avec les auteurs que les estimations I et III ne sont peut-être pas significativement différentes. Il n'en reste pas moins que la qualité des estimations est faible et qu'une grande prudence dans les conclusions s'avère nécessaire¹³.

3.2. *La nature et le nombre des variables muettes*

Comme on l'a déjà mentionné, la formulation complète du modèle statistique n'est pas indiquée par les auteurs, pas plus que la nature et le nombre des variables muettes introduites dans les régressions. A défaut, on doit supposer qu'il y a une variable par pays, une variable par année, plus un certain nombre de termes d'interaction pays-années. Puisqu'on considère sept pays et treize années, le nombre de variables muettes retenues doit se situer autour de 20-25, auxquelles il faut ajouter les trois variables exogènes quantitatives *CHGZ*, *PE* et *EL*, soit un total (minimum) de 23-28 variables. D'un autre côté, pour l'estimation des coefficients de toutes ces variables, on dispose de $7 \times 13 = 91$ observations.

L'écart entre ces deux nombres est trop faible pour obtenir des estimations vraiment significatives, aussi bien pour les variables quantitatives que qualitatives. Le nombre de degrés de liberté est trop petit pour espérer, d'un côté, expliquer l'importance des contributions de chaque forme d'énergie aux variations de la production, et, de l'autre, isoler la variabilité provenant des différences entre les pays et la variabilité provenant de l'évolution temporelle. Dans ce sens, les variables d'interaction apparaissent comme superflues et difficilement estimables. Enfin, il faut souligner que les variables de consommation sont loin d'être indépendantes. La multicollinéarité est générale et les résultats des tests statistiques risquent de n'avoir qu'une qualité bien illusoire.

3.3 *La signification des régressions II, III et IV*

Dans le modèle de covariance, les effets-pays et les effets-années (éventuellement les effets d'interaction) ne modifient que le terme constant¹⁴ (terme additif, cf. infra) et n'affectent pas les coefficients des variables quantitatives, ici les A_i . Les variables muettes représentent donc le sens et la grandeur des translations qu'il faut effectuer pour chaque pays et/ou chaque année autour du plan moyen des observations. Mais

13. Selon l'importance des erreurs sur les A_i , le calcul des variances des rendements S suggère de changer éventuellement d'énergie de référence, par exemple, de prendre l'électricité à la place du charbon avec $S_e = 1$ et $S_c \leq S_p \leq 1$.

14. On suppose ici que le véritable terme constant, tel qu'il apparaîtrait explicitement dans la régression I, est a priori nul. L'hyperplan (*VA*, *CHGZ*, *PE*, *EL*) passe par l'origine. La lecture de l'article d'A & M conduit à cette hypothèse.

tous ces plans restent parallèles : les effets-pays ou les effets-années ne modifient pas leurs pentes.

Dans ce type de modèle, ces effets sont, de plus, rarement interprétables. Maddala [8] les appelle l'« ignorance spécifique » qu'il ne trouve pas être très différente de l'« ignorance générale » représentée par le résidu ε . Les coefficients P_j et T_t peuvent devenir des « constantes fourre-tout » (Mazodier [9]), conduisant à une baisse de la précision des coefficients estimés pour les véritables variables explicatives, et d'autant plus que le nombre de degrés de liberté est faible. Regrettons de nouveau qu'aucune précision ne soit donnée concernant les coefficients P_j et T_t obtenus par les calculs de régression, ni sur leur valeur, ni sur leur signification. Le test de l'hypothèse nulle (les coefficients ne sont pas significativement différents de zéro, c'est-à-dire que les régressions II, III et IV n'apportent pas d'information et de précision supplémentaires par rapport à la régression I) est important puisque, en cas d'acceptation, les moindres carrés ordinaires donnent des estimations certainement meilleures que le modèle de covariance.

Certaines études sur les méthodes de traitement des séries temporelles de coupes instantanées ont montré que l'intérêt du modèle de covariance est réduit, s'il est utilisé seul ou s'il n'est comparé qu'au modèle de régression simple. En revanche, s'il est intégré dans le cadre d'un modèle à erreurs composées, où le résidu ε_{jt} comprend une composante aléatoire propre au pays f_j , une composante aléatoire propre à l'année g_t et un terme d'erreur u_{jt} ($\varepsilon_{jt} = f_j + g_t + u_{jt}$), on peut, dans un premier temps, calculer les variances de ces trois composantes, et selon leur importance respective décider ensuite quelle est la méthode d'estimation la plus appropriée. En particulier, si les variabilités dans les deux directions pays et années sont grandes sans que la variabilité jointe soit importante, le modèle de covariance est d'un emploi conseillé (cf. Trognon et Mazodier [12]).

Toutes ces précautions engagent à beaucoup de prudence dans le choix de la technique d'estimation et dans la confiance à accorder aux résultats. Si des écarts importants apparaissent entre les estimations du type I et les estimations des types II, III et IV, on est en droit d'attacher beaucoup de suspicion à la valeur des coefficients. Sans doute, la formalisation du modèle est incorrecte : par exemple, la liaison véritable n'est pas linéaire, les variables exogènes ne sont pas les vraies variables explicatives, les observations des différents groupes (années ou pays) obéissent à des spécifications différentes.

4. LE MODÈLE LIANT LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET LES CONSOMMATIONS ÉNERGÉTIQUES

Au sujet de la modélisation proprement dite, c'est-à-dire l'ensemble des relations liant l'output V aux inputs CH , GZ , PE et EL , la critique

essentielle ne porte pas sur le caractère un peu simpliste de l'équation $V = k \cdot QU$. Les théoriciens des fonctions de production pourraient s'étonner de n'y pas voir figurer les autres inputs que sont habituellement le capital et le travail. On s'est déjà expliqué en 1.1. sur ce point : le modèle théorique d'A & M a le double avantage d'être simple et opératoire. Les auteurs ne prétendent pas que l'équation précédente est la véritable fonction de production des secteurs industriels des sept pays considérés, mais que c'est une simplification acceptable quand le but recherché est d'estimer des rendements moyens d'utilisation. A l'inverse, certaines fonctions de production parues dans la littérature de ces dernières années laissent perplexes tant leur complexité est grande. Même si l'estimation de ces fonctions est réalisée avec beaucoup de rigueur, la crédibilité des résultats reste bien mince puisqu'il arrive assez souvent que deux études réalisées pour le même pays et selon la même méthode concluent de façon diamétralement opposée quant à l'existence de complémentarité ou de substituabilité entre les facteurs de production¹⁵. A condition de garder constamment à l'esprit le caractère sommaire de la représentation, il est préférable d'utiliser un modèle où chaque variable garde une signification concrète, avec une possibilité d'interpréter rapidement et aisément son influence sur la variable dépendante, plutôt que de recourir à une formalisation sophistiquée où les informations utilisables, ayant une signification économique évidente, sont des expressions complexes (produits de différentielles, formes bilinéaires logarithmiques) des variables et des coefficients de base.

Non, le point critique essentiel concerne la place de l'électricité parmi les autres formes d'énergie. L'analyse économique des substitutions passées, confortée par un ensemble de vérifications statistiques, montre clairement, nous semble-t-il, que l'électricité a eu et, sans doute, a encore un rôle particulier par rapport aux combustibles fossiles, qu'il n'est pas possible de la traiter exactement de la même façon que les autres, bref que l'hypothèse implicite de substituabilité « parfaite » dans le plan (CH , GZ , PE , EL) est vraisemblablement fausse.

A l'intérieur de l'agrégat QE , donc à l'intérieur de QU , il faut distinguer deux groupes de formes d'énergie qui ont des caractéristiques physiques et un comportement économique différents : ce sont d'un côté les énergies qui alimentent essentiellement les usages thermiques, de l'autre les énergies qui alimentent les usages mécaniques. La nature des équipements et les conditions de production nous autorisent à supposer que le charbon, le gaz et le pétrole ont été affectés à la première catégorie, et l'électricité à la seconde (pour le seul secteur industriel évidemment). Formellement, on a donc :

$$QU = g (QU_{th} (CH, GZ, PE), QU_{mc} (EL))$$

15. Cf. La demande d'énergie : méthodes et techniques de modélisation [6].

où QU_{th} et QU_{mc} désignent les consommations d'énergie utile absorbées par les usages thermiques et par les usages mécaniques. De plus, chacun de ces groupes a une sensibilité nettement différente quant aux possibilités de substitution. Dans le premier, les formes d'énergie sont presque totalement substituables les unes aux autres, et c'est bien ce qu'on a constaté dans le passé où le gaz naturel et le pétrole ont conquis une grande part du marché de la chaleur capté par le charbon. L'électricité, en revanche, a des usages très spécifiques dans l'ensemble des processus industriels (usages moteurs essentiellement) et les énergies du premier groupe sont loin d'avoir entamé cette position privilégiée.

Toutes ces raisons militent en faveur d'une séparation plus ou moins nette entre (CH, GZ, PE) et EL dans la formalisation du modèle. Dans cette séparation, on peut être cependant plus ou moins rigoriste : plus, si on ne s'intéresse qu'à un seul pays, auquel cas les hypothèses sont facilement plus tranchées et les interprétations plus claires, moins si l'étude porte sur un grand nombre de pays, auquel cas la formalisation doit tenir compte de conditions particulières et suivre une ligne moyenne¹⁶. On est ainsi amené à proposer plusieurs solutions, chacune donnant lieu à une formalisation différente du modèle liant V et QU . On s'intéressera successivement à la complémentarité totale entre électricité et énergie thermique, à la substituabilité « parfaite » entre les trois combustibles fossiles, enfin, solution moyenne, on présentera une fonction de production susceptible de tenir compte à la fois des complémentarités et des substituabilités.

4.1. La complémentarité entre QU_{th} et QU_{mc}

Avec l'hypothèse de complémentarité entre énergie thermique et énergie mécanique, on suppose satisfaite la double égalité :

$$\begin{aligned} V &= g_1 (QU_{th}) \\ &= g_2 (QU_{mc}) \end{aligned}$$

Sur un intervalle de temps de quelques années, on peut adopter pour g_1 et g_2 une expression linéaire sans terme constant et écrire :

$$\begin{aligned} V &= m \cdot QU_{th} \\ &= n \cdot QU_{mc} \end{aligned}$$

En retenant provisoirement des rendements d'utilisation R_i unitaires (ce qui n'est pas très gênant puisque QU_{th} et QU_{mc} ne sont pas agrégés), l'hypothèse de complémentarité consiste à vérifier que le modèle

$$EL = m/n (CH + GZ + PE)$$

s'ajuste correctement aux observations passées¹⁷.

16. Par exemple, dans certains pays, l'électricité déborde plus ou moins largement les seuls usages mécaniques.

17. La fonction de production devient une fonction de Léontieff avec une élasticité de substitution nulle (les deux inputs sont dans un rapport constant).

Un ensemble de calculs et de tâtonnements a montré que pour les 18 pays considérés un découpage satisfaisant de la période 1955-73 était le suivant : 1955-1958 ; 1959-1964 ; 1965-1970 ; 1971-1973. Pour chacun des pays et chacune des années des quatre sous-périodes, on calcule les m/n en effectuant les rapports $QUmc/QUth$ et on vérifie si les valeurs trouvées sont proches les unes des autres.

Si on veut, en outre, resituer plus précisément l'évolution conjointe de $QUth$ et $QUmc$ sur les 19 années de la période, on recourt à un modèle intégrant des variables muettes :

$$QUmc/QUth = m/n + T_2 \cdot AN_2 + T_3 \cdot AN_3 + T_4 \cdot AN_4 + \varepsilon$$

les variables AN_2 , AN_3 et AN_4 étant relatives aux trois dernières sous-périodes, le coefficient T_1 de AN_1 étant choisi nul pour des raisons d'identification.

A titre d'exemple, on donne les régressions obtenues pour la France, les Etats-Unis et le Canada¹⁸ :

France :

$$\begin{aligned} QUmc/QUth &= 0.149 + 0.024 \cdot AN_2 + 0.019 \cdot AN_3 + 0.047 \cdot AN_4 \\ &\quad (0.004) \quad (0.005) \quad (0.005) \quad (0.006) \\ DW &= 1.57 \quad R^2 = 0.83 \end{aligned}$$

Etats-Unis :

$$\begin{aligned} QUmc/QUth &= 0.188 + 0.031 \cdot AN_2 + 0.041 \cdot AN_3 + 0.036 \cdot AN_4 \\ &\quad (0.004) \quad (0.006) \quad (0.006) \quad (0.007) \\ DW &= 1.25 \quad R^2 = 0.79 \end{aligned}$$

Canada :

$$\begin{aligned} QUmc/QUth &= 0.339 + 0.037 \cdot AN_2 + 0.007 \cdot AN_3 - 0.023 \cdot AN_4 \\ &\quad (0.010) \quad (0.013) \quad (0.013) \quad (0.016) \\ DW &= 2.48 \quad R^2 = 0.57 \end{aligned}$$

Les coefficients T_2 , T_3 , T_4 sont à peu près tous significatifs ; surtout, ils sont très faibles ce qui montre que le rapport énergie mécanique / énergie thermique est resté assez stable dans le temps malgré une croissance rapide des deux termes de ce rapport, une progression soutenue de V et des substitutions importantes entre les énergies fossiles.

4.2. La substituabilité à l'intérieur de $QUth$

Dans l'espace (V, CH, GZ, PE) , la liaison entre la production et les consommations d'énergie utile est supposée linéaire ; le nuage des observations est ajusté par un plan, d'où l'expression de « substituabilité parfaite » précédemment employée :

$$V = A_c \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE$$

18. Les valeurs entre parenthèses sous les coefficients sont les écarts-types des estimateurs T .

On retrouve ici la formalisation adoptée par A & M avec la différence importante que l'électricité n'apparaît plus dans la relation. La mesure des efficacités relatives n'a donc lieu qu'à l'intérieur du groupe des énergies fossiles et, comme précédemment, ces coefficients sont obtenus en divisant chacune des valeurs A_i par un A_j correspondant à l'énergie de référence.

Quant à la méthode d'estimation, la solution la plus correcte est d'effectuer les calculs de régression sur l'ensemble des 18 pays et pour une année donnée, ou mieux, pour les moyennes calculées sur chacune des quatre sous-périodes. De cette façon, on élimine les variations conjoncturelles indépendantes du processus. Une hypothèse essentielle pour ce type d'estimation est cependant un degré d'homogénéité assez élevé dans les structures de production industrielle, hypothèse qu'il est hors de propos de vouloir tester ici, mais qui peut être remise en question au vu des résultats obtenus. Ceux-là ne sont pas toujours très significatifs, ni très concordants avec quelques estimations *a priori*. De plus, ils ne sont pas stables dans le temps.

Une solution possible est de réaliser une partition des pays selon quelques critères de similitude et après quelques tests statistiques¹⁹. Les estimations effectuées sur ces groupes de pays apportent des résultats un peu plus précis mais guère plus. L'hypothèse d'homogénéité des structures de production, du moins en ce qui concerne la liaison entre valeur de la production et consommations énergétiques, est certainement à rejeter. En examinant attentivement les séries statistiques on constate que :

- les contributions de chaque forme d'énergie à la production varient assez sensiblement entre les pays ; il n'est qu'à regarder le cas des Etats-Unis comparé à celui du Japon ou celui du Canada comparé à celui de la Grande-Bretagne ;
- les substitutions des hydrocarbures au charbon n'ont pas eu le même rythme dans tous les pays et les phases d'accélération ne se sont pas produites aux mêmes dates ;
- surtout, le gaz n'occupe pas la même place dans tous les pays : celle-là varie sensiblement selon les conditions de l'approvisionnement.

19. Toujours sur la base des 18×19 observations, plusieurs essais de groupements ont été réalisés. Sans entrer dans tous les détails de la construction ni justifier la partition obtenue, on peut grouper les pays en plusieurs classes :

- 1) la France, l'Allemagne et l'Autriche
- 2) la Grande-Bretagne et la Belgique
- 3) l'Italie, l'Espagne et la Turquie
- 4) les USA
- 5) le Canada et la Finlande,

les autres pays ne trouvant pas une place aussi assurée que les 11 pays précédents et pouvant être rattachés à plusieurs groupes selon l'un ou l'autre critère adopté.

ment national, surtout après le début des années 1960, date de percée du gaz naturel sur le marché européen ²⁰.

Même en éliminant de l'équation de régression la consommation d'électricité, la situation n'est pas aussi simple qu'il peut y paraître. En particulier, les variables muettes relatives à l'effet-pays utilisées par A & M ne suffisent pas à répondre des écarts importants constatés dans les modes de consommation. L'hétérogénéité est un fait, et cela pourrait dans un sens militer en faveur du modèle de covariance, mais à la condition que le modèle explicatif entre V et QU_{th} soit le même dans tous les pays. Tel ne semble pas devoir être le cas.

Si on veut conserver cependant la forme générale du modèle, on doit effectuer des agrégations, par exemple $CH + PE$ ou $PE + GZ$, en fonction du comportement de chaque forme d'énergie. On perd de ce fait les possibilités d'estimation en coupe sur l'ensemble des pays, mais on est assuré d'une plus grande stabilité et d'une meilleure signification des coefficients d'ajustement.

4.3. *La place de l'électricité par rapport aux différents combustibles fossiles*

S'il apparaît nécessaire de mener dans un premier temps l'analyse de façon partielle, d'abord en examinant les deux groupes constitués par l'énergie thermique et l'énergie mécanique, secondement, en se limitant au premier dans la détermination des taux de substitution et des rendements d'utilisation, il convient d'essayer de combiner les résultats obtenus dans ces deux premières étapes de façon à mettre en évidence des liaisons entre les consommations d'électricité et les consommations respectives de charbon, de gaz et de pétrole, et de retrouver, à la suite d'A & M, une procédure d'estimation des rendements S_i ²¹.

On a déjà donné plusieurs raisons expliquant pourquoi l'adjonction pure et simple des quantités EL à côté des quantités CH , GZ et PE dans les régressions (V , CH , GZ , PE , EL) était incorrecte. On peut encore les compléter par une autre d'ordre statistique qui n'est pas sans importance : c'est la redondance entre, d'un côté (CH , GZ , PE) et, de l'autre, EL dans l'explication de V . A cause de la complémentarité assez forte entre QU_{th} et QU_{mc} , et de liaisons très significatives entre V et QU_{th} , d'une part, et V et QU_{mc} , d'autre part, l'introduction de

20. En accord avec A & M, il faudrait soustraire de la consommation de gaz la part qui revient aux gaz dérivés.

21. Indiquons que les estimations A_i obtenues dans la seconde étape permettent de calculer une estimation de QU_{th} , et, de là, une nouvelle estimation du rapport m/n (cf. infra).

EL dans les régressions (*V*, *CH*, *GZ*, *PE*) n'ajoute pas grand-chose dans l'explication de V^{22} . Souvent même, l'adjonction de *EL* détruit totalement la signification des coefficients A_i obtenus dans les régressions limitées à l'énergie thermique : de positifs, certains de ces coefficients deviennent négatifs. Cette négativité est en fait superficielle puisque le modèle statistique est incorrect (il est suridentifié), même si le modèle économétrique a, à première vue, une certaine justification²³.

A la place du modèle linéaire, on propose alors le modèle suivant :

$$V = k \cdot (A_c \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE)^a \cdot EL^b$$

Si on se souvient que l'expression entre parenthèses dans le second membre de l'équation représente l'énergie thermique, on reconnaît l'écriture classique de la relation entre la production *V* et les deux « facteurs de production » *QUth* et *QUmc*, le coefficient *k* traduisant de nouveau et avec les mêmes hypothèses que celles adoptées par A & M l'incidence de tous les autres inputs. L'avantage de la formalisation est ici de séparer la contribution de l'énergie thermique, assurée avec une hypothèse de substituabilité « parfaite » par les trois combustibles fossiles, de celle de l'énergie mécanique toujours supposée satisfaite par l'électricité seule. L'énergie thermique constitue encore un groupe à part et l'importance de sa contribution dans l'explication de *V* est spécifiée par l'ensemble des coefficients A_i et par l'exposant *a*. Quant à la complémentarité entre les deux groupes d'énergie, on ne la suppose pas totale. On vérifie bien, contrairement à A & M, l'hypothèse $V \neq 0$ si, et seulement si *QUth* $\neq 0$ et *QUmc* $\neq 0$, mais le coefficient *n* (resp. *m*) n'exprime plus un simple rapport de proportionnalité avec *V* : il tient compte de la place déjà occupée dans la consommation globale par l'énergie thermique (resp. l'énergie mécanique), soit $(A_c \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE)^a$ (resp. EL^b).

La formalisation précédente peut faire l'objet d'un certain nombre de développements théoriques. On se bornera ici à mentionner les principaux.

- Comme il est habituel dans ce type de modèle, on peut supposer que $a + b = 1$ (fonction homogène de degré 1). C'est une hypothèse commode pour la résolution numérique mais qui n'est pas nécessairement justifiée. On peut imaginer d'autres combinaisons entre les coefficients

22. Cela apparaît directement dans les valeurs des coefficients de corrélation partielle.

23. Il ne faut pas oublier non plus que la multicollinéarité est très forte entre toutes les variables exogènes, ce qui nécessite de corroborer les résultats obtenus avec les valeurs absolues par ceux obtenus avec les différences finies d'ordre 1.2 ou même 5.

a et b , ou, peut-être, supposer que la fonction de production est *semi-homogène* ²⁴.

• Si on désigne par Y_{ie} le taux marginal de substitution de la forme d'énergie i avec l'électricité et par Y_{ue} ce même taux défini entre l'énergie thermique $QUth$ et l'énergie mécanique $QUmc$ (ou EL) :

$$Y_{ie} = \left(\frac{\partial V}{\partial QE_i} \right) \bigg/ \left(\frac{\partial V}{\partial EL} \right) \quad \begin{matrix} QE_i = CH, GZ, PE \\ i = c, g, p \end{matrix}$$

$$Y_{ue} = \left(\frac{\partial V}{\partial QUth} \right) \bigg/ \left(\frac{\partial V}{\partial EL} \right)$$

on établit aisément la relation :

$$\frac{Y_{ce} \cdot CH + Y_{ge} \cdot GZ + Y_{pe} \cdot PE}{A_c \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE} = Y_{ue}$$

Cette relation exprime la liaison qui existe entre les taux de substitution « partiels » Y_{ie} et le taux de substitution « global » Y_{ue} dans le cas de fonction de production homogène ²⁵. On constate, en particulier, que si $A_c = A_g = A_p = A_e = 1$ et si $b = 0$, autrement dit si l'agrégat énergétique est QE et non QU , et si aucune distinction n'est faite entre thermique et mécanique, alors $Y_{ce} = Y_{ge} = Y_{pe} = Y_{ue} = 1$. De la même façon et compte tenu de l'écriture de Y_{ue} ,

$$Y_{ue} = \frac{a}{b} \frac{EL}{QUth}$$

Si $a = b$ (par exemple $a = b = 0.5$), on a $Y_{ue} = EL/QUth$. Donc, le rapport m/n défini en 4.1. a la signification d'un taux *marginal* de substitution entre énergie thermique et mécanique quand $QUth \cdot EL$ prend la forme d'un bloc factoriel homogène de degré 2 :

$$\begin{aligned} V &= k \cdot QUth^a \cdot EL^a \\ &= k \cdot (QUth \cdot EL)^a \end{aligned}$$

• La forme homogène de la fonction de production adoptée pour V permet de retrouver quelques expressions intéressantes concernant les

24. Une fonction de production $y = f(x_1 \dots x_p)$ est dite *semi-homogène* si elle peut être mise sous la forme $y = F(X)$ où X est un bloc factoriel homogène : $X = g(x_1 \dots x_p)$. On démontre deux propositions intéressantes avec ce type de fonction :

- Une fonction de production *semi-homogène* $y = F(X)$, où X est un bloc factoriel homogène de degré m , est une fonction de production homogène si et seulement si elle est de la forme $y = k \cdot X^{n/m}$. Elle est alors homogène de degré n .
- Le taux marginal de substitution entre deux facteurs est identique dans la fonction de production *semi-homogène* et dans le bloc factoriel correspondant. (Idem pour les élasticités de substitutions) (cf. Vaté [14]).

25. Avec l'hypothèse d'un terme constant nul, le modèle d'A & M vérifie également cette relation.

prix relatifs des formes d'énergie. Cette question est d'ailleurs soulevée par A & M qui cherchent à vérifier si les valeurs qu'ils obtiennent pour S_p et S_e sont concordantes avec les valeurs proposées par Turvey et Nobay [13] en suivant l'hypothèse selon laquelle une mesure théorique de l'efficienne relative entre deux formes d'énergie peut être trouvée dans le rapport de leur prix²⁶. On ne discutera pas ici la validité de cette hypothèse mais on donnera une expression montrant comment efficienne et prix sont liés, une fois adoptée une série d'hypothèses (pas toujours réalistes) sur le comportement du « producteur ».

Supposons que la valeur de la production V puisse s'écrire comme le produit d'un terme Z mesurant cette production en unités physiques et d'un terme P représentant un prix. Supposons, de plus, que chaque secteur industriel se comporte comme un producteur tendant à maximiser son profit. On a alors, pour chaque facteur x_i , l'égalité des productivités marginales :

$$\frac{\partial Z}{\partial x_i} = \frac{P_{xi}}{P}$$

Dans le cas présent, où les facteurs sont CH , GZ , PE , EL et les prix P_c , P_g , P_p , P_e , où la fonction de production est :

$$V = Z \cdot P = k \cdot (A_c \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE)^a \cdot EL^b$$

un calcul systématique des différentielles conduit à l'expression :

$$\frac{P_c \cdot CH + P_g \cdot GZ + P_p \cdot PE}{A_c \cdot CH + A_g \cdot GZ + A_p \cdot PE} = Y_{ue} \cdot P_e$$

L'analogie avec la relation établie entre Y_{ce} , Y_{ge} , Y_{pe} et Y_{ue} est évidente. Le passage de l'une à l'autre est réalisé à l'aide des trois égalités suivantes :

$$\begin{aligned} P_c &= Y_{ce} \cdot P_e \\ P_g &= Y_{ge} \cdot P_e \\ P_p &= Y_{pe} \cdot P_e \end{aligned}$$

Ces égalités sont triviales une fois l'hypothèse de la maximisation du profit adoptée, mais l'intérêt des expressions précédentes est précisément de montrer la nature des hypothèses qu'il faut faire pour passer des efficiennes relatives aux prix relatifs. Bien qu'il soit peut-être possible d'obtenir ces relations avec des hypothèses un peu moins fortes, on sait bien que les prix, même s'ils jouent un rôle important, ne sont pas le seul facteur qui intervient dans les substitutions, et supposer une relation *directe* entre efficienne et prix en chaque année et dans chaque pays

26. Plus récemment, cette question des substituts « parfaits » a été traitée par Griffin [7] et Nordhaus [11] dans le cadre des modèles énergétiques de parts du marché.

est une affirmation que contredisent toutes les constatations faites sur les inerties et les rigidités du marché énergétique.

4.4. *Les procédures d'estimation*

On n'insistera pas sur les procédures d'estimation des modèles du type Cobb-Douglas. La procédure la plus simple consiste ici à partir des estimations \hat{A}_i obtenues dans les régressions concernant l'énergie thermique seule et à calculer les coefficients k , a et b en ne considérant que l'énergie thermique estimée, $Q\hat{U}th$, et l'énergie mécanique EL ²⁷. Toutes ces techniques sont classiques, même si elles soulèvent souvent d'importantes difficultés. En revanche, le grand intérêt de la fonction de production retenue est de pouvoir introduire dans le modèle statistique correspondant, et contrairement à A & M, des variables d'effet-pays et des variables d'effet-temps qui affectent directement le coefficient k qu'on suppose traduire l'incidence des facteurs capital et travail. Cela provient de l'écriture multiplicative de la fonction de production : les variables muettes ne s'ajoutent pas pour former un terme constant assez difficilement explicable, mais pour pondérer, différemment selon les années et selon les pays, le poids global k des facteurs K et L non retenus dans l'explication de V . Evidemment, le modèle de covariance écrit en variables logarithmiques au lieu des variables naturelles ne devient pas à coup sûr le modèle statistique le plus approprié — l'hétérogénéité des consommations industrielles selon les années et selon les pays demeure — du moins son degré de validité et de signification est-il accentué.

On pourrait poursuivre encore assez loin dans les techniques d'estimation. Par exemple, remplacer la formalisation avec les variables muettes qui suppose l'existence d'effets systématiques par le *modèle à erreurs composées* qui suppose, au contraire, l'existence d'effets aléatoires, les observations étant issues d'une même population et les écarts constatés autour du comportement moyen étant spécifiés par des moments du second ordre (variances des effets-pays et des effets-années) et non plus par des moments du premier ordre (constantes spécifiques)²⁸. Également intéressant serait de tester les *modèles à coefficients variables* (coefficients composés ou coefficients aléatoires composés, cf. [12]) où chaque coefficient des variables exogènes intègre les deux dimensions spatiale et temporelle, les *modèles avec variables retardées* permettant de repérer plusieurs composantes dans l'accroissement des consommations (chan-

27. Il existe des procédures d'estimation simultanée des A_i et de k , a et b (cf. [4]), mais elles sont longues et ne semblent pas être justifiées dans le cas présent. En revanche, on doit s'efforcer d'utiliser des techniques limitant l'incidence des collinéarités sur la qualité des estimateurs.

28. Un tel modèle ne peut être estimé sur l'ensemble des 18×19 observations puisqu'il y a hétérogénéité mais sur des regroupements de pays ou d'années.

gement ou non des équipements), ou même les modèles tenant compte des *informations à priori*. Des travaux statistiques récents²⁹ offrent un certain nombre de suggestions. Seuls les modèles à constantes spécifiques et à erreurs composées ont cependant été utilisés avec l'ensemble de données qu'on a considéré, et encore on n'a obtenu que des résultats provisoires, l'essentiel de l'étude ayant porté jusqu'à maintenant sur la définition du modèle économétrique. Il ne peut donc être question de préconiser ici une méthode qui n'aurait pas déjà subi plusieurs tests de faisabilité.

Les conclusions qu'on peut tirer de la détermination des rendements d'utilisation par une méthode globale tiennent en trois points :

— L'idée de base des travaux par Adams et Miovic est intéressante et le modèle théorique liant la valeur de la production à la consommation d'énergie utile a un caractère opératoire certain. Son degré de représentation de la réalité est sans doute faible mais fait-on toujours mieux avec des fonctions de production plus complexes ?

— La vérification expérimentale de l'hypothèse selon laquelle les rendements d'utilisation mesurés par rapport au charbon suivent la relation d'ordre

$$1 \leq \frac{S_g}{S_p} \leq S_e$$

peut être considérée comme vérifiée dans ses grandes lignes³⁰. Les informations *à priori*, en provenance de diverses origines, concordent avec les résultats des estimations.

— De très grandes précautions sont à prendre avant de retenir comme définitives et confirmées les valeurs des rendements d'utilisation. En ce sens, les conclusions obtenues par Brookes peuvent prêter à contestation. On s'est attaché à montrer ce qui pouvait réduire, et parfois de façon importante, la signification des estimations des A_i et S_i : techniques utilisées pour les régressions, hypothèse d'homogénéité des structures de production, et surtout, traitement uniforme de toutes les formes d'énergie, combustibles fossiles et électricité.

La distinction entre énergie thermique et énergie mécanique semble nécessaire car le sens, l'importance, la cause et la portée des substitu-

29. Cf. [12], [10], [5].

30. Un premier ensemble de résultats, qui ne sont pas encore tout à fait définitifs, donnent à penser que, pour la France, S_p n'est que très peu supérieur à 1 ($A_c \sim A_p$), sans doute en raison de très bons rendements pour les équipements fonctionnant au charbon et d'un gaspillage du pétrole après le changement ou la transformation des équipements. Pour le gaz et l'électricité, les rendements sont significativement plus grands que l'unité. Pour l'Allemagne (et d'autres pays), au contraire, A_p semble nettement plus élevé que A_c .

tions à l'intérieur des deux groupes et entre les deux groupes sont différents. Bien entendu, cette conclusion n'est acceptable que pour les niveaux de consommations énergétiques du passé. Peut-être qu'un jour, après un développement massif de l'électricité pour les usages thermiques industriels, la formalisation adoptée par Adams et Miovic deviendra tout à fait correcte.

Jacques GIROD,
*Institut Économique et
Juridique de l'Énergie
CNRS — Grenoble.*

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. ADAMS, F.G. et MIOVIC, P., « On relative fuel efficiency and the output elasticity of energy consumption in Western Europe », *Journal of Industrial Economics*, 1968, vol. XVI, n° 1, pp. 41-56.
2. BROOKES, L.G., « Energy and economic growth », *Industrial Marketing Management*, vol. 1, n° 1, septembre 1971, pp. 3-10.
3. ———, « More on the output elasticity of energy consumption », *Journal of Industrial Economics*, automne 1972.
4. GIROD, J., « Ajustement de type logarithmique et prévision des diagrammes de charge », *Revue de Statistique Appliquée*, vol. XXIII, n° 1, 1975, pp. 83-95.
5. ———, *Les méthodes statistiques de traitement des séries temporelles de coupes instantanées*, note interne, IEJE, Grenoble, juin, 1976, 40 p.
6. ———, *La demande d'énergie : méthodes et techniques de modélisation*, CNRS, Paris, Collection Energie et Société, 1977, 185 p.
7. GRIFFIN, J.M., « Methodological issues in the econometric estimation of energy demand elasticities », in *Energy modeling and forecasting*, BENENSON, Berkeley, California, NTIS, juin 1974, pp. 77-89.
8. MADDALA, G.S., « The use of variance components models in pooling cross-section and time series data », *Econometrica*, n° 39, mars 1971, pp. 341-358.
9. MAZODIER, P., « L'estimation des modèles à erreurs composées », *Annales de l'INSEE*, n° 7, mai-août 1971, pp. 43-72.
10. NBER, « Special issue on time-varying parameters », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 2, n° 4, oct. 1973, pp. 375-533.
11. NORDHAUS, W.D., « The demand for energy : an international perspective », *Proceedings of the Workshop on Energy Demand*, IIASA, Austria, CP.76.1, 1975, pp. 511-589.
12. TROGNON, A. et MAZODIER, P., « L'utilisation simultanée des séries en coupes transversales et des séries chronologiques », Unité de Recherche INSEE, II^e Colloque International d'Econométrie Appliquée, Nice, 7 février 1975 (version préliminaire), 53 p.
13. TURVEY, R. et NOBAY, A.R., « On measuring energy consumption », *Economic Journal*, vol. LXXV, n° 300, 1965.
14. VATÉ, M., « Quelques résultats théoriques concernant les fonctions de production néoclassiques », *Revue d'Economie Politique*, tome LXXXV, n° 4, août 1975, pp. 629-647.